

EDUCACIÓN SUPERIOR EN EL BRASIL DE LAS ÚLTIMAS DÉCADAS: ¿REDUCCIÓN EN LAS DESIGUALDADES DE ACCESO?*

André Salata**

INTRODUCCIÓN

La escolaridad alcanzada por los individuos es, como numerosos estudios ya han demostrado tanto en Brasil como en el extranjero, una variable clave para explicar las desigualdades en la sociedad contemporánea y, además, constituye un factor crucial para las posibilidades de conseguir empleo, para el estatus de la ocupación obtenida y, también, para los ingresos del trabajo. Más específicamente, el ingreso y la licenciatura en la Educación Superior se ha consolidado, en las últimas décadas, como uno de los principales medios por los que los estratos más elevados de la sociedad brasileña garantizan su acceso a posiciones sociales más valoradas y bien remuneradas (cf. Hasenbalg, 2003). El premio obtenido en el mercado de trabajo por aquellos egresados de la Educación Superior tiene gran magnitud y aporta una importante contribución a la explicación de las enormes desigualdades de renta en el país (cf. Menezes-Filho *et al.*, 2007). Así, lograr o no el acceso a la Educación Superior es, en Brasil, un elemento relevante en el proceso de reproducción de las desigualdades.

* Este capítulo ha sido publicado por primera vez como un artículo, en portugués, en *Tempo Social* Vol. 30, N° 2. Se puede acceder al artículo original en el siguiente enlace: <https://www.revistas.usp.br/ts/article/view/125482>

** Profesor adjunto del Programa de Postgrado en Ciencias Sociales de la Pontificia Universidad Católica de Rio Grande do Sul (PUCRS). E-mail: andre.salata@pucrs.br

La red de Educación Superior en Brasil –dadas su aún limitada cobertura, la disputada competencia por admisión y los elevados costos de la red privada– muestra, históricamente, una sobrerrepresentación de los estratos superiores y medios de la población. Sin embargo, en los últimos años, otros elementos se han introducido en esa dinámica, inaugurando un nuevo ciclo de expansión de la Educación Superior, además de iniciativas y políticas públicas con miras a la reducción de las desigualdades de acceso (cf. Neves *et al.*, 2007).

El presente artículo tiene como objetivo verificar si, en las últimas dos décadas, como consecuencia de este proceso de expansión y, también, de políticas públicas, es posible identificar una reducción de las desigualdades de acceso a la Educación Superior en Brasil. Más específicamente, estaremos interesados en analizar los efectos de la clase social de origen sobre las posibilidades de acceso a ese nivel de educación, así como sobre la calidad de ese acceso, si por ingreso en la red pública o en la red privada, en los últimos años. Para ello, haremos uso de los datos de la *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios* – PNAD-IBGE (Encuesta Nacional de Hogares), para los años 1995, 2005 y 2015, que serán analizados por medio de estadísticas descriptivas y modelos *logit* multivariados.

Después de esta introducción, en la siguiente sección elaboramos una breve revisión de la literatura sobre la relación entre desigualdades sociales y expansión de la red de enseñanza, a fin de presentar y fundamentar nuestras hipótesis de trabajo. En la sección subsecuente, realizamos una breve exposición acerca del modelo histórico de desarrollo de la Educación Superior en Brasil, así como de sus recientes desdoblamientos y expansión. En la cuarta sección, describimos los datos a utilizar y, a continuación, los resultados alcanzados. En las conclusiones, retomamos los puntos planteados al principio, buscando relacionarlos a los resultados encontrados.

EXPANSIÓN DEL SISTEMA EDUCATIVO Y DESIGUALDADES SOCIALES

La relación entre expansión y democratización del sistema educativo ha sido objeto de un intenso debate en los estudios sobre estratificación social. La principal cuestión que se plantea es si la expansión de los sistemas de enseñanza haría más fluida la sociedad moderna, o sea, si lograría reducir las desigualdades de oportunidades (cf. Shavit y Bolssfeld, 1993)¹. Lo que buscamos analizar, por lo tanto, es la

1 En Brasil varios trabajos se han ocupado de la estratificación educacional, por ejemplo, Valle Silva (2003) y Ribeiro (2011).

relación entre el origen social (renta domiciliaria, escolaridad de los progenitores, clase social, etc.) y el nivel de escolaridad alcanzado por los individuos. Cuanto más fuerte es esta relación, menor es el nivel de igualdad de oportunidades en una sociedad y mayores las ventajas de los individuos provenientes de familias más privilegiadas. Al mismo tiempo, si la fuerza de esa relación presenta una tendencia a la caída a lo largo de los años, es señal de que se están reduciendo las desigualdades de oportunidades y, consecuentemente, que el sistema de enseñanza se hace más democrático.

Así, el objetivo de gran parte de los estudios sobre este tema ha sido verificar si la expansión del sistema de enseñanza, típica de las sociedades modernas, por sí sola ha sido capaz de reducir esa relación entre el origen social y el nivel de escolaridad alcanzado por los individuos (cf. Shavit y Arum, 2007).

Inicialmente, acercándose a la perspectiva funcionalista y en el marco de la teoría de la modernización, muchos autores creían que la expansión del sistema de enseñanza y el creciente acceso de la población al mismo llevarían, necesariamente, a la reducción de las desigualdades. Los requisitos técnicos, inherentes al desarrollo económico y la escolarización de la población promoverían gradualmente la sustitución de criterios *implícitos* –origen social, género, raza, entre otros– por criterios *logrados* de estratificación –mérito, esfuerzo, inteligencia, etc. – (cf. Blau y Duncan, 1967; Treiman, 1970; Kerr *et al.*, 1973). Si esta perspectiva fuera correcta, habría una tendencia creciente a la igualdad de oportunidades (medida a través de estudios de movilidad y/o éxito escolar) y, a la inversa, a un declive del efecto de la clase social de origen de los individuos sobre su destino social.

Sin embargo, frente a resultados empíricos que, en gran medida, refutaban aquellas previsiones, perspectivas menos optimistas ganaron terreno en este debate, en especial en relación con las teorías reproduccionistas (cf. Bourdieu y Passeron, 1975; Bowles y Gintis, 1976; Willis, 1977).

Para este enfoque, el sistema de enseñanza, en lugar de promover la igualdad de oportunidades, tendría por función reproducir las desigualdades presentes en la sociedad. El éxito escolar resultaría no solo de las diferencias de capital cultural en la familia de origen, sino también de los diferenciales de clase social en la propensión a invertir en el mercado escolar. Por medio de un proceso denominado por Bourdieu (1998) “causalidad de lo probable”, los individuos internalizarían sus posibilidades (es decir, las probabilidades objetivas de su grupo social) de acceso a ese o aquel bien (material o simbólico), transformando la condición objetiva en esperanza subjetiva.

Más recientemente, el enfoque de la elección racional ha crecido en ese debate, en contraposición a las perspectivas culturalistas de la reproducción social. Uno de los autores más relevantes aquí es Boudon (1981), para quién la posición relativa de los individuos en la jerarquía social sería suficiente para explicar las diferentes aspiraciones educativas entre ellos. Si la aspiración a los niveles más avanzados de educación es menos frecuente en las clases sociales bajas, eso no se debe a una menor valorización de la educación entre estas, sino a la mayor distancia –y mayores costos– a la que sus miembros tendrían que hacer frente para alcanzarla. Al tener que elegir entre seguir con los estudios o abandonar la escuela, pesarían las posibilidades de éxito –para lo que el nivel de rendimiento escolar es un importante indicador, utilizado por los estudiantes y sus familias– y los costos relativos. Como el rendimiento escolar de los estudiantes de clases más bajas tiende a ser menor (por el volumen reducido de recursos económicos y culturales) y los costos relativos más elevados, estos presentarían mayor probabilidad de abandonar la escuela precozmente que los estudiantes de clases más altas.

Aún en el enfoque de la elección racional, y en gran medida influenciados por el trabajo de Boudon, Breen y Goldthorpe (1997), buscan desarrollar un modelo formal para explicar las elecciones de los jóvenes entre seguir o no con sus estudios, teniendo en cuenta el efecto de la clase social de origen sobre estas elecciones. Breen y Goldthorpe (1997) sostienen que las desigualdades de clase se mantienen constantes en relación con el éxito escolar, a pesar de la creciente escolarización de la población y de la reducción de los costos asociados a las elecciones más ambiciosas (lo que ayuda a explicar la propia expansión), porque los balances de costes y beneficios específicos de cada clase se mantienen relativamente inalterados. Es decir, la expansión escolar, *por sí misma*, reduce los costos de optar por seguir los estudios, pero lo hace en igual proporción para todas las clases; en consecuencia, las diferencias relativas entre las clases se mantendrían constantes, explicando entonces la conservación de las desigualdades.

Desde una perspectiva más empírica, diversos estudios se han desarrollado para verificar la relación entre origen social, éxito escolar y expansión del sistema educativo –entre esos estudios, el trabajo de Mare (1980) es la principal referencia. Si, por un lado, el enfoque inaugurado por Mare tiene el mérito de revelar la relación no lineal entre el origen de clase y el éxito escolar, ya que la fuerza de esta relación varía a medida que los individuos se mueven hacia niveles educativos más elevados, por otro, no logra explicar el mantenimiento de estos efectos a lo largo del tiempo, pese a la expansión de la red de enseñanza.

La hipótesis de la Desigualdad Máximamente Mantenida (*Maximally Maintained Inequality* – MMI), desarrollada por Raftery y Hout (1993), a su vez, apunta precisamente a aclarar ese mantenimiento de los efectos de clase a lo largo del tiempo. El postulado básico de la MMI es que cualquier expansión educacional traerá beneficios proporcionalmente mayores al grupo más preparado para aprovecharla, manteniendo inalteradas las posibilidades relativas de acceso de las diferentes clases. Solo cuando el acceso de las clases en ventaja alcanza un punto de saturación –supuestamente cerca del 100%– es que las demás clases tendrán condiciones de reducir sus desventajas relativas. Es decir, a no ser que esa expansión sea dirigida a las clases en desventaja, o bien, que haya una reducción en las desigualdades entre clases, las desventajas relativas permanecerán constantes, a pesar de la expansión del sistema de enseñanza, hasta que el acceso de las clases privilegiadas haya alcanzado el nivel de saturación.

Así, la simple expansión del sistema de enseñanza no acarrearía reducción de los efectos de origen sobre las transiciones escolares hasta que se alcance el punto de saturación. Incluso, el efecto de clase sobre las transiciones posteriores podría aumentar a lo largo del tiempo, haciéndose mayor que su efecto sobre las primeras transiciones, en función de la expansión en los niveles inferiores y, consecuentemente, de la creciente competencia por el acceso a los niveles más altos de enseñanza.

Más recientemente, la hipótesis de la Desigualdad Efectivamente Mantenida (*Effectively Maintained Inequality* – EMI) brindó elementos nuevos al debate (Lucas, 2001). Como hemos visto, según el enfoque de la MMI, habría una reducción en las desigualdades a partir de que el acceso de las clases en ventaja a un determinado nivel de enseñanza alcance cierto punto de saturación. Sin embargo, es posible que en contextos en que haya reducción de las distancias relativas en las posibilidades de realizar una transición escolar, las clases más altas busquen otros caminos para garantizar sus ventajas, como, por ejemplo, el acceso a redes de educación, instituciones y/o cursos de mayor prestigio y calidad.

De este modo, incluso en escenarios donde el acceso es universalizado, es posible que se mantengan las desigualdades.

El modelo propuesto por Mare (1980), así como las hipótesis derivadas de la MMI y de la EMI ya han sido ampliamente probadas en numerosos países, incluso en Brasil, y los resultados en general son coherentes con sus postulados, a pesar de las peculiaridades del sistema de enseñanza de cada país y, también, de algunos casos en que los resultados son discrepantes (cf. Shaari y Bolssfeld, 1993; Shavit y Arum, 2007; Valle Silva, 2003; Ribeiro, 2011). Por lo tanto,

se hace evidente que la hipótesis más optimista que sostiene que las desigualdades de éxito escolar se reducirían como resultado de la simple expansión del sistema de enseñanza, ha sido problematizada por el conjunto de investigaciones sobre el tema. Además, tanto las teorías reproduccionistas cuanto aquellas más orientadas a la elección racional pueden contribuir a aclarar los mecanismos que llevan a los resultados encontrados y, así, a la confirmación de algunas hipótesis derivadas del MMI y del EMI.

EDUCACIÓN SUPERIOR EN BRASIL

Los índices de escolaridad en Brasil son todavía poco satisfactorios, incluso si se comparan con países que poseen un nivel de desarrollo similar. Con relación específicamente a la Educación Superior, la tasa de acceso de la población en edad adecuada queda aún muy por debajo de países como Argentina y México, por ejemplo, y muy lejos de los países más desarrollados, tales como Alemania, Estados Unidos, Corea del Sur e Italia (cf. Neves *et al.*, 2007). No obstante, desde mediados del siglo pasado presenciamos una acentuada expansión de todos los niveles de enseñanza, incluso el superior (cf. Durham, 2003; Ribeiro, 2011).

Hasta la década de 1930, cuando fue creado el Ministerio de Negocios de Educación y Salud Pública, en el gobierno de Getúlio Vargas, el sistema de enseñanza en Brasil era muy reducido y no contaba con ninguna universidad. Desde entonces, sucesivas reformas institucionales, sumadas al desarrollo económico y a las transformaciones urbanas y sociales experimentadas por la sociedad brasileña, han posibilitado su rápido crecimiento.

Junto con las reformas de 1961 y 1971², el desarrollo económico del país y su acelerada urbanización también contribuyeron a la expansión de la población atendida por el sistema de enseñanza. La creciente demanda por cualificación, fruto de los procesos ya mencionados, fue la gran responsable del expresivo crecimiento de la Educación Superior en el país, entre las décadas de 1960 y 1970. Debido a su mayor agilidad en satisfacer la creciente demanda, el sector privado tuvo, en ese período, una mayor expansión que la del sector público, lo cual también se ha ampliado considerablemente. Así es que, a partir de ahí, dos características han marcado el sistema de Educación

2 Las elecciones de 1982 y la creación del *Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e de Valorização do Magistério* – Fundef (Fondo de Mantenimiento y Desarrollo de la Enseñanza Fundamental y de Valorización del Magisterio), en 1996, también tuvieron un peso importante en ese proceso. Véase Ribeiro (2011).

Superior brasileño: la primera es su expansión tardía y, aún hoy, moderada cuando comparada a otros países; la segunda es la destacada presencia del sector privado, que hoy representa un porcentaje de matrículas mayor que el del sector público.

Si hasta mediados de la década de 1960 la expansión de la Educación Superior ha sido paralela a la expansión de la educación secundaria, a partir de ese momento, la segunda pasa a ocurrir de modo más acelerado que la primera, en especial después de la reforma de 1971. Así, en la década de 1980, esa distancia se vuelve aún mayor, ya que mientras los niveles de Educación Primaria y Media continuaban expandiéndose, la Educación Superior quedó estancada. Esta diferencia entre el ritmo de expansión de los niveles primario y medio y aquél de expansión de la Educación Superior, que se dio a partir de finales de la década de 1960, llevó a una creciente competencia por el acceso a este último nivel de enseñanza, en la que los estudiantes procedentes de las clases media y alta llevaban ventaja.

A lo largo de este proceso de expansión, se consolidó en Brasil un sistema de Educación Superior que, de manera simplista, se podría dividir en dos grandes grupos: el primero formado por instituciones públicas, de mayor prestigio y más difícil acceso; y un segundo grupo, compuesto por las instituciones privadas, de menor prestigio y donde el ingreso es menos concurrido. En ambos grupos, las clases superiores y medias están sobrerrepresentadas, ya sea por su mayor capacidad para costear los gastos involucrados, en especial en la red privada, o bien por la ventaja obtenida en los concurridos exámenes de admisión, en particular para el ingreso en las universidades públicas.

Solo a mediados de la década de 1990 la red de Educación Superior volvió a expandirse y, una vez más, de manera proporcionalmente mayor para el sector privado, aunque también creció en el sector público. A este último ciclo de expansión de la Educación Superior, iniciado a mediados de la década de 1990, se sumó la implementación de una serie de políticas públicas dirigidas también a la democratización del acceso. Entre estas políticas, se destacan las siguientes: el sistema de cuotas, el *Programa Universidade para Todos* (ProUni) y el *Fundo de Financiamento Estudantil* (FIES)³.

El sistema de cuotas, adoptado por pocas universidades a partir de principios de la década de 2000, cobró impulso en 2012, cuando fue

3 Además de las políticas que aquí se ponen de relieve, específicamente dirigidas a la democratización del acceso a la Educación Superior, se deben tener en cuenta otros programas y acciones gubernamentales, como el Programa de Apoyo a Planes de Reestructuración y Expansión de las Universidades Federales (Reuni) y el Sistema de Selección Unificada (Sisu).

sancionada la Ley N° 12.711 que impuso a las universidades federales que garantizaran, gradualmente, en el plazo de cuatro años, el 50% de las matrículas a estudiantes oriundos de la enseñanza secundaria pública, mezclando también criterios de ingreso y raciales. El ProUni, anunciado en el año 2004 y transformado en Ley (N° 11.096) en 2005, tiene como objetivo conceder becas de estudio, integrales y parciales, para alumnos de instituciones privadas de Educación Superior. Para concurrir a las becas, el alumno debe provenir de la red pública y ser oriundo de familia con ingresos mensuales brutos de hasta un salario mínimo y medio per cápita, en el caso de beca integral; y de hasta tres salarios mínimos per cápita, para una beca parcial. Por fin, el Fies, reglamentado en 1999, tiene como objetivo conceder financiamiento a estudiantes matriculados en instituciones privadas de Educación Superior, cuyo curso haya obtenido una evaluación adecuada por el gobierno. En la actualidad se requiere que el estudiante tenga ingresos familiares mensuales de hasta tres salarios mínimos per cápita, y que haya obtenido una nota mínima en el Examen Nacional de Enseñanza Media (Enem) ⁴.

Como demuestran los Gráficos 5 y 6, en los anexos, la expansión de la Educación Superior en las últimas dos décadas llevó a un aumento expresivo en el número de instituciones y matrículas en ese nivel de enseñanza. Sin embargo, como también se observa en los mismos gráficos, y como ya fue mencionado, tal expansión se dio principalmente en el sector privado, el cual, en 2014, sumaba 2.070 instituciones, responsables por 4.664.542 de matrículas. En comparación, en el mismo año, la red pública estaba representada por 298 instituciones de Educación Superior (IES), sumando 1.821.629 de matrículas –teniendo en cuenta solo cursos de licenciatura presenciales.

En efecto, en las últimas décadas, la Educación Superior brasileña fue marcada por tres procesos interrelacionados: su expansión, políticas dirigidas a su democratización y, una vez más, así como en los ciclos anteriores, una creciente participación del sector privado. Ante esto, algunos investigadores del tema se han preguntado si, de hecho, tal expansión, junto a las políticas ya mencionadas, habría logrado realizar su objetivo de democratizar el acceso a la Educación Superior, o

4 Desde que el Fondo Nacional de Desarrollo de la Educación (FNDE) se convirtió en el agente operador del Fies, en 2010, la cantidad de contratos ha crecido sustancialmente a cada año. Junto a ese cambio, se establecieron nuevas reglas de financiamiento, como la reducción de los intereses y el aumento del periodo de carencia y de amortización. En 2010, se firmaron 75.900 contratos; en 2011, ese número saltó a 153.900, llegando a 305,8 mil en 2012. Sin embargo, a partir del segundo semestre de 2015, las condiciones para recurrir a la financiación fueron dificultadas, entre otras medidas, por el aumento de los intereses cobrados.

solo estaría conduciendo a los estudiantes oriundos de las clases más bajas a instituciones que, en general, son menos reconocidas y ofrecen enseñanza de calidad inferior en comparación con las públicas (cf. Honorato y Heringer, 2015; Santos, 2011; Catani *et al.*, 2006)⁵.

HIPOTESIS, DATOS Y MÉTODOS

Ante el escenario expuesto, cabe preguntarse si el último ciclo de expansión de la Educación Superior, acompañado de las políticas ya enumeradas, habría sido capaz de reducir las desigualdades de acceso por clase social de origen de los estudiantes a la Educación Superior en Brasil en las últimas dos décadas.

Sobre la base de esta cuestión más general, hay cuatro hipótesis que pretendemos poner a prueba en este trabajo:

- Hipótesis 1: hubo reducción de las desigualdades de acceso a la Educación Superior (no condicional) por clase social de origen, entre 1995 y 2015;
- Hipótesis 2: para los estudiantes que completaron la enseñanza media (condicional), no hubo reducción de las desigualdades de acceso a la Educación Superior por clase social de origen, entre 1995 y 2005;
- Hipótesis 3: para los estudiantes que completaron la enseñanza media (condicional), hubo reducción de las desigualdades de acceso a la Educación Superior por clase social de origen, entre 2005 y 2015;
- Hipótesis 4: para los estudiantes que ingresaron en la Educación Superior (condicional), hubo aumento de la desigualdad de acceso a las instituciones públicas (en relación con las privadas), entre 2005 y 2015.

Por lo tanto, estaremos probando la hipótesis de que la expansión de la Educación Superior en Brasil, ocurrida en los últimos veinte años, acompañada de políticas implementadas más recientemente, ha logrado reducir las desigualdades de acceso por clase social de origen. Para su verificación, esta hipótesis general será dividida en cuatro hipótesis más específicas.

5 Si, por un lado, el porcentaje de jóvenes, entre 18 y 24 años, que estaba cursando o había completado la Educación Superior, subió del 7,3% al 22,2% entre 1995 y 2015 (ver Gráfico 7, en los Anexos), por otro lado, el 71,9% de los que estaban cursando lo hacían en la red privada en 2015 (PNAD-IBGE). Así, en los últimos años, se ha verificado la expansión de la Educación Superior, pero al mismo tiempo la fuerte presencia de las IES privadas.

La primera de ellas afirma que, considerando todos los jóvenes a la edad adecuada, y no solo los que ya completaron la Enseñanza Media, habría habido reducción de las desigualdades de acceso a la Educación Superior⁶. Aquí estaremos interesados en la relación más amplia entre orígenes y destinos, y no en la barrera que separa la Enseñanza Media de la Educación Superior. De este modo, es posible que, dada la expansión y democratización de las etapas iniciales del sistema educativo brasileño, la desigualdad de acceso a los niveles más elevados se haya reducido, aunque la barrera específica de entrada en la Enseñanza Superior se haya mantenido constante y/o hasta se haya elevado. Esta hipótesis se basa, como hemos visto, en los supuestos de la teoría funcionalista y sus derivaciones (cf. Blau y Duncan, 1967; Treiman, 1970; Kerr *et al.*, 1973).

Las hipótesis siguientes son condicionales, consideran solo los jóvenes aptos para ingresar en la Educación Superior –los que concluyeron la Enseñanza Media– y están centradas específicamente en la amplitud de la barrera entre el nivel secundario y la Educación Superior. Estas hipótesis se refieren a dos períodos distintos: 1995 a 2005, y 2005 a 2015. Como se ha visto, pese a que los últimos veinte años se hayan caracterizado por la expansión de la Educación Superior en Brasil, la mayor parte de las políticas dirigidas a la democratización del acceso a esta solo se han implementado en el último período; fue también solo en este período que la expansión de la Educación Superior se pudo equiparar a de la Enseñanza Media. De este modo, si por un lado esperamos, de acuerdo con la teoría de la MMI (cf. Raftery y Hout, 1993) –corroborada por diversos estudios nacionales e internacionales–, que la simple expansión no sea suficiente para reducir las desigualdades de acceso (hipótesis 2), por otro lado, esperamos que en los últimos años haya sido posible reducir esas desigualdades (hipótesis 3)⁷.

Sin embargo, hemos visto que las desigualdades pueden ser mantenidas aun cuando el ingreso a determinado nivel de enseñanza es democratizado, debido a la diversidad cualitativa existente en el sistema de enseñanza –hipótesis EMI (cf. Lucas, 2001). En la sección anterior, mencionamos las diferencias internas a la Educación Superior

6 Es decir, en los modelos no condicionales se incluyen todos los jóvenes de la edad indicada y que, por lo tanto, tendrían condiciones de haber concluido la Enseñanza Media e ingresado en la Educación Superior.

7 Sin embargo, debido a la limitación de los datos, no se podrá probar efectivamente el posible rol causal de las políticas públicas en una eventual reducción de las desigualdades de acceso. Además, es importante recordar que, desde el año 2004, ha habido reducción de las desigualdades de renta entre clases (cf. Salata, 2016), lo que también puede contribuir a la reducción del efecto de origen sobre las posibilidades de acceso.

brasileña y la marcada división entre instituciones públicas –de mayor prestigio– y privadas –de menor estatus. Así, formulamos la hipótesis de que, para los estudiantes que ingresaron en la Educación Superior, hubo aumento de la desigualdad de acceso a las instituciones públicas en relación con las privadas (hipótesis 4).

Estas hipótesis serán probadas por medio de un conjunto de modelos *logit*⁸.

En cuanto a la delimitación de la población, se incluyen solo jóvenes entre 18 y 24 años, que es la edad en que idealmente deberían cursar la Educación Superior⁹. Además, para poder considerar el origen social de estos jóvenes, tuvimos que limitar la muestra a los jóvenes que tenían el rol de *hijos* en el hogar, lo que reduce nuestro número de casos a casi el 70% del total de jóvenes en ese grupo de edad¹⁰. Para finalizar, desde el punto de vista geográfico, nuestro análisis abarca todo el Brasil, con excepción de las zonas rurales de la Región Norte, que solo en el año 2004 empezaron a integrar la PNAD. La Tabla 1 describe las variables utilizadas en los modelos.

Tabla 1. Descripción de las variables utilizadas en los modelos

Nombre	Descripción	Tipo	Categorías	
Variables dependientes				
Educación Superior	Indica si el joven (18-24 años) está cursando, ya ha cursado o ya ha completado la Educación Superior (incluyendo master y doctorado)	Dummy	0- No	1- Sí
Educación Superior (condicional)	Indica si el joven (18-24 años) está cursando, ya ha cursado o ya ha completado la Educación Superior (incluyendo master y doctorado)- sólo considera los jóvenes con Educación Media completa.	Dummy	0- No	1- Sí
Red de Educación (condicional)	Indica el tipo de institución en que el joven (18-24 años) estudia - sólo para jóvenes que cursan Educación Superior (sólo licenciatura).	Dummy	0- Privada	1- Pública

8 Para una descripción más detallada de estos tipos de modelo, véase Powers y Xie (2008).

9 Así, jóvenes con desfase escolar, aun cursando la Enseñanza Media, o entonces que hayan interrumpido sus estudios después de concluir esa etapa, son considerados como sin acceso a la Educación Superior, aunque posteriormente puedan llegar a hacerlo.

10 Estas delimitaciones, sin duda, imponen límites al análisis, cuyos resultados deben por eso ser tratados con cautela.

Variables independientes				
Edad		Continua	-----	
mujeres		Dummy	0- Hombres	1- Mujeres
negros		Dummy	0- Blancos	1- Negros
hijos		Continua	-----	
monoparental		Dummy	0- No	1- Si
región		Dummies	1- Norte 2- Noreste 3- Sudeste (referencia) 4- Sur 5- Centro-Oeste	
rural		Dummy	0- Urbano	1- Rural
metrópolis	Indicadora de región de domicilio	Dummy	0- No metrópolis	1- Metrópolis
clase de origen	Indica la clase socio-ocupacional de jefe del hogar donde reside el joven.	Dummies	1- Profesionales 2- Administradores y Gerentes 3- Propietarios empleadores 4- No manual de rutina 5- Trab. por cuenta propia 6- Trab. Manuales Cualificados 7- Trab. Manuales No Cualif. (referencia) 8- Empleadores Rurales 9- Empleados Rurales	

Fuente: Tabulación del propio autor.

Tenemos, primeramente, entre nuestras variables independientes, informaciones sobre características individuales como edad, sexo y color de piel¹¹. A continuación, tenemos variables relativas al capital social de las familias de origen, como el número de hijos y una indicadora de familia monoparental¹². Luego encontramos las variables geográficas: una indicadora de la región del país, otra que indica vivienda en zona rural y, la última, indicadora de domicilio en región metropolitana¹³.

A continuación, tenemos la clase socio-ocupacional del jefe del hogar en que reside el joven. En este trabajo se adopta el esquema de clases sociales desarrollado por Valle Silva (1992), como *proxy* de las

11 Aquellos autodeclarados “amarillos” e “indígenas”, por su número diminuto, no han sido considerados en los análisis.

12 Conforme ya corroborado por estudios previamente realizados, estudiantes provenientes de familias con más hijos y/o monoparentales presentan mayores desventajas, ya que tendencialmente reciben menos atención de los responsables (Valle Silva, 2003).

13 Según la pnad, son las siguientes: Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba y Porto Alegre, además del Distrito Federal (df).

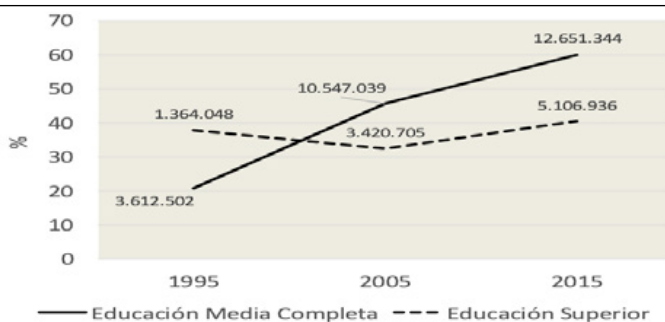
situaciones de clase. Este esquema tiene en su origen dieciocho categorías, pero aquí se ha utilizado una versión agregada en nueve grupos (cf. Scalón, 1999): Profesionales, Administradores y Gerentes, Propietarios Empleadores, Empleados No Manuales de Rutina, Trabajadores por Cuenta Propia, Trabajadores Manuales Cualificados, Trabajadores Manuales No Cualificados, Empleadores Rurales y Empleados Rurales.

Para agrupar las ocupaciones en las 18 categorías, Valle Silva (1992) adoptó como criterio la homogeneidad de las posiciones de mercado y trabajo, teniendo en cuenta también la distinción entre contexto rural y urbano, sector manual y no manual, y la separación entre sectores de servicios (terciario) e industriales (secundario); en este último, se separaban las industrias modernas y las industrias tradicionales¹⁴.

RESULTADOS

Antes de tratar específicamente los resultados derivados de los modelos y las pruebas de nuestras hipótesis, es importante presentar algunas estadísticas descriptivas que nos pueden ayudar a mejor contextualizar el análisis aquí realizado. El Gráfico 1 contiene informaciones acerca de la cantidad de jóvenes que habían completado la Enseñanza Media y, entre éstos, de aquellos que cursaban o habían completado la Educación Superior, para las dos últimas décadas.

Gráfico 1 Jóvenes (18-24 años) con Enseñanza Media Completa y Jóvenes (18-24 años) Cursando Educación Superior* (con enseñanza media completa) - Brasil, 1995, 2005 y 2015 (%)**



Fuente: *Encuesta Nacional de Hogares (PNAD-IBGE)*, 1995, 2005 y 2015 (tabulación del propio autor).

* Se ha considerado también los que cursaban postgrado y los que ya habían concluido la Educación Superior.

** Con excepción de los hogares de la Región Norte ubicados en zonas rurales.

14 Posteriormente, Scalón (1999), al estudiar patrones de movilidad social en Brasil, juntó las dieciocho categorías originales en solo nueve - tal como se describe en la Tabla 05, en los anexos.

En el Gráfico 1, mientras que las líneas representan los valores porcentuales, las etiquetas indican los números absolutos. En lo que se refiere a los jóvenes con Enseñanza Media completa, hay una clara y acentuada tendencia al crecimiento tanto absoluto –que abarca desde 3,6 millones, en 1995, hasta más de 12 millones en 2015– como en porcentaje –desde el 20% hasta casi el 60% en el período analizado. En cuanto a los jóvenes en la Educación Superior, la situación es un poco diversa. En términos absolutos, se verifica una tendencia acentuada al crecimiento en el período, ya que el número de jóvenes cursando la Educación Superior (o con Educación Superior completa) salta de 1,3 millones en 1995 a 5,1 millones en 2015, pasando por 3,4 millones en 2005. Es decir, la cantidad de jóvenes en la Educación Superior casi cuadruplica en las dos últimas décadas. Sin embargo, como también hubo expansión de la Enseñanza Media, los valores porcentuales cambian muy poco –con una pequeña oscilación de 37% a 40% en el período– y llegan incluso a presentar reducción entre 1995 y 2005.

Es solo en la última década, entre 2005 y 2015, que la expansión de la Educación Superior logra ser proporcionalmente mayor que la de la Enseñanza Media, acarreado entonces un aumento del porcentaje de jóvenes que, teniendo Enseñanza Media completa, ingresan en la Educación Superior. Por lo tanto, al contrario de lo que ocurrió entre 2005 y 2015, en la primera década del período analizado, la expansión de la Educación Superior no fue suficiente para hacer frente a la creciente demanda de jóvenes que completaban la Enseñanza Media. De este modo, es importante recordar que estamos estudiando las desigualdades de acceso en un momento de expansión tanto de la Enseñanza Superior como de los niveles de enseñanza precedentes.

Iniciaremos nuestro análisis a partir de modelos no condicionales que incluyen a todos los jóvenes en la edad indicada, independientemente de haber o no concluido la Enseñanza Media. Los resultados proporcionan un panorama general de las desigualdades de acceso a la Educación Superior, no obstante, sin tratar específicamente la barrera entre este nivel y la Enseñanza Media. Así, eventuales reducciones de los efectos de origen sobre las posibilidades de acceso podrán ser reflejo de la disminución de barreras en etapas anteriores del sistema de enseñanza, no necesariamente reflejando una democratización del paso de la Enseñanza Media a la Educación Superior.

Veamos, en la Tabla 2, los resultados de los modelos *logit* para los tres años analizados¹⁵.

15 Para estimar los modelos, se utilizaron pesos muestrales, no obstante, sin realizar la expansión de la muestra, de modo que se realizaron pruebas de hipótesis con el número real de casos. Para las pruebas de los coeficientes se utilizaron errores robustos

**Tabla 2. Modelos *Logit* Odds-Ratio [exp (b)]
para el ingreso en la Educación Superior - Brasil, 1995, 2005 y 2015**

Variables Independientes	1995	2005	2015
Edad	1,323***	1,250***	1,252***
Mujeres	1,765***	1,907***	2,076***
Negros	0,417***	0,436***	0,593***
Hijos	0,753***	0,739***	0,756***
Monoparentales	0,677***	0,693***	0,702***
Norte	0,696*	0,805**	0,991
Noreste	0,772**	0,714***	0,943
Sur	1,086	1,342***	1,226**
Centro-Oeste	1,113	1,40***	1,557***
Rural	0,364***	0,377***	0,501***
Metrópolis	1,219*	1,026	0,900*
Profesionales	35,594***	19,814***	9,891***
Administradores y Gerentes	13,959***	9,189***	5,891***
Propietarios empleadores	13,329***	10,092***	4,838***
No manual de rutina	6,002***	4,004***	3,264***
Trabajadores por cuenta propia	3,524***	3,3420***	2,191***
Trabajadores manuales Cualif.	2,180***	1,593***	1,524***
Empleadores Rurales	9,619***	7,599***	6,789***
Empleados Rurales	1,078	1,154	0,934
Constante	0,000***	0,002***	0,004***
N.	17803	24123	16766
Wald chi2 (DF)	1951.74 (19)	3520.76 (19)	2328.74 (19)
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000
Pseudo-R ²	0,3035	0,2676	0,1825

Fuente: *Encuesta Nacional de Hogares (PNAD-IBGE)*, 1995, 2005 y 2015.

*** p < 0.001 ** p < 0.01 * p < 0.05 + p < 0.1

Antes de tratar los coeficientes relativos a las clases, que constituyen el foco de este estudio, son necesarias algunas observaciones sobre los efectos de las variables individuales, de capital social y geográficas¹⁶.

Como se esperaba, la edad tiene un efecto positivo sobre las posibilidades de acceso a la Educación Superior, de modo que cuanto

en todos los modelos, que fueron ejecutados en el software Stata/IC v.15.

16 La parte inferior de las tablas presenta algunas estadísticas de ajuste de los modelos.

mayor sea la edad, mayores serán las posibilidades. Las mujeres tienen mayores posibilidades que los hombres de ingresar en la Educación Superior y ese efecto presenta tendencia al crecimiento en el período analizado, saltando del 76% al 107% entre 1995 y 2015¹⁷. Las personas negras (*pretos y pardos*, según las categorías de IBGE) tienen posibilidades menores que las blancas de acceder a la Educación Superior, pero esta desventaja se ha reducido. Si, en 1995, el hecho de ser negro reducía esas posibilidades en un 59%, en 2015, esa desventaja quedaba en un 41%.

Las variables indicadoras de capital social se mostraron de igual modo relevantes para explicar las posibilidades de acceso. En 2015, por ejemplo, para cada hijo más en la familia, la posibilidad de acceso se reducía en un 25%, y para los jóvenes provenientes de familias monoparentales esta probabilidad se reducía un 30%.

En cuanto a las variables geográficas, hay que destacar algunos resultados. Si el hecho de que el joven resida en la zona metropolitana ejercía un efecto positivo en las posibilidades de ingreso a la Educación Superior en 1995, este efecto se vuelve negativo en los años más recientes –tal vez debido a la mayor atracción de un mercado de trabajo que ha estado en expansión. No se puede decir lo mismo respecto a la residencia en zona rural que en 2015 todavía disminuía en un 50% aquellas posibilidades, aunque ese efecto se vea reducido en comparación con el inicio del período. A su vez, la interpretación de los efectos de la región geográfica donde reside el joven es más complicada. Por un lado, se destaca el efecto positivo de residir en las regiones Sur y Centro-Oeste, en comparación con la región Sudeste (categoría de referencia). Por otro lado, la residencia en las regiones Norte y Noreste presentaba un claro efecto negativo en 2015.

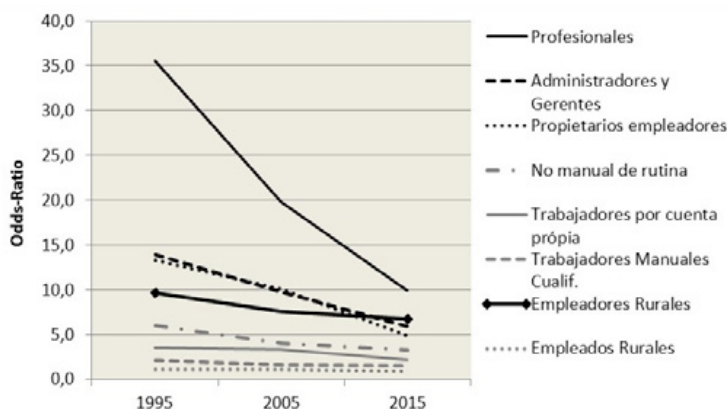
Para concluir, se analizan los coeficientes relativos a la clase social de origen de los jóvenes. Un primer punto que llama la atención es el hecho de que en los tres años estudiados todos los coeficientes sean positivos y altamente significativos –con excepción de los referentes a hijos de Empleados Rurales– lo que indica que la categoría de referencia (Trabajadores manuales no calificados) presenta desventaja con relación a todas las demás¹⁸. Sin embargo, se observa también que

17 En las tablas se presentan los exponenciales de los coeficientes de los modelos, es decir, las Odds-Ratio. Estas se pueden leer en términos porcentuales aplicando la siguiente fórmula: $[\exp(b) - 1] * 100$. Para más detalles, véase Powers y Xie (2008).

18 Por esta razón, fue elegida categoría de referencia. Además, también tomamos en consideración el gran número de casos que se encuentran en esta categoría. Es importante resaltar, sin embargo, que los coeficientes presentados serían diferentes si adoptáramos otra categoría de referencia.

los efectos varían considerablemente entre las categorías, y se destacan las ventajas de los hijos de Empleados no manuales de rutina, empleadores rurales, administradores y gerentes, propietarios de empresas y, principalmente, profesionales. El Gráfico 2 contribuye a la comprensión de estos resultados.

Gráfico 2. Modelos *Logit*: Efectos de la Clase Social de Origen* para el ingreso en la Educación Superior - Brasil, 1995, 2005 y 2015



Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (PNAD-IBGE), 1995, 2005 y 2015.

* Categoría de referencia: Trabajadores manuales no calificados.

Dos evidencias emergen del Gráfico 2: la enorme desigualdad de acceso a la Educación Superior en Brasil por clase social de origen –representada gráficamente por las distancias entre las rectas–, y la tendencia de reducción de esta desigualdad en las últimas décadas –representada gráficamente por la inclinación negativa de las líneas¹⁹.

Se hace notar en particular la enorme ventaja de los hijos de Profesionales, que en 1995 presentaban 35 veces más posibilidades de acceso a la Educación Superior que los hijos de Trabajadores manuales no cualificados. En seguida, hay un enorme *gap* entre las líneas que representan a los hijos de Propietarios Empleadores y de Administradores y Gerentes –cuya oportunidad de acceso, en relación con la categoría de referencia, era 13 veces mayor–, y también de Empleadores Rurales (posibilidades 9 veces mayores) y de

19 Los intervalos de confianza de los coeficientes, así como sus errores, se pueden encontrar en las Tablas 6 y 7, en los anexos.

Empleados no manuales de rutina (posibilidades 6 veces mayores). Las demás categorías (hijos de Trabajadores por Cuenta Propia y de Trabajadores Manuales Cualificados) también presentan ventajas, pero menores, sobre la categoría de referencia.

Al mismo tiempo, vale notar la tendencia general a la inclinación negativa de las rectas, que indica la disminución de las desigualdades de acceso a lo largo del período. La ventaja de los hijos de Profesionales, por ejemplo, llegó a menos de 10 veces al final del período, reduciéndose a menos de un tercio en comparación con el primer período; y aquella de los hijos de Propietarios Empleadores y de Administradores y Gerentes quedaba alrededor de 5 veces en 2015. Para las demás categorías también se verifica una tendencia general a la reducción de los efectos y, por lo tanto, de las desigualdades –lo que es gráficamente representado por la mayor proximidad de las rectas al final del período analizado.

De este modo, los resultados sostienen nuestra primera hipótesis, de que hubo reducción de las desigualdades de acceso a la Educación Superior, por clase social de origen, entre 1995 y 2015. Aunque el origen de clase todavía ejerza un enorme efecto sobre las posibilidades de ingreso, el acceso a los niveles más altos de enseñanza se ha vuelto más democrático a lo largo de las últimas décadas. Sin embargo, como estábamos trabajando con un modelo no condicional –en que la muestra no está restringida a los jóvenes que habían completado la Enseñanza Media y así aptos para ingresar en la Enseñanza Superior–, no es posible todavía verificar si tal reducción de las desigualdades se habría dado en etapas anteriores del sistema de enseñanza y / o en la transición de la Enseñanza Media a la Superior –foco de nuestro análisis en este artículo.

Así, para poder tratar específicamente el efecto de la expansión de la Educación Superior en los últimos años, sin considerar los niveles anteriores, se han aplicado también modelos condicionales a la conclusión de la Enseñanza Media, que posibilitan probar nuestras hipótesis 2 y 3. La Tabla 3 presenta los coeficientes (Odds-Ratio) de los modelos *logit* condicionales para cada uno de los años.

Tabla 3. Modelos Logit. Odds-Ratio [exp (b)] para el ingreso en la Educación Superior, condicional a la conclusión de la Enseñanza Media - Brasil, 1995, 2005 y 2015

Variables Independientes	1995	2005	2015
Edad	1,120***	1,138***	1,135***
Mujeres	1,187*	1,448***	1,625***
Negros	0,599***	0,530***	0,646***
Hijos	0,829	0,763***	0,774***
Monoparentales	0,817+	0,772***	0,801***
Norte	0,671*	1,086	1,201*
Noreste	0,820+	0,898+	1,034
Sur	1,105	1,514***	1,353***
Centro-Oeste	1,301*	1,715***	1,890***
Rural	0,742	0,504***	0,501***
Metrópolis	1,238**	0,994	0,925
Profesionales	12,602***	13,67***	8,018***
Administradores y Gerentes	5,954***	7,382***	4,808***
Propietarios empleadores	6,556***	8,057***	4,001***
No manual de rutina	3,221***	3,255***	2,671***
Trabajadores por cuenta propia	2,117***	2,886***	1,940***
Trabajadores manuales Cualif.	1,737***	1,389***	1,376***
Empleadores Rurales	5,196***	5,935***	5,772***
Empleados Rurales	1,411+	1,486***	1,114
Constante	0,038***	0,028***	0,057***
N.	4.307	12.069	10.890
Wald chi2 (DF)	553.27 (19)	117.29 (19)	1230.36 (19)
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000
Pseudo-R ²	0.1435	0.1786	0.1246

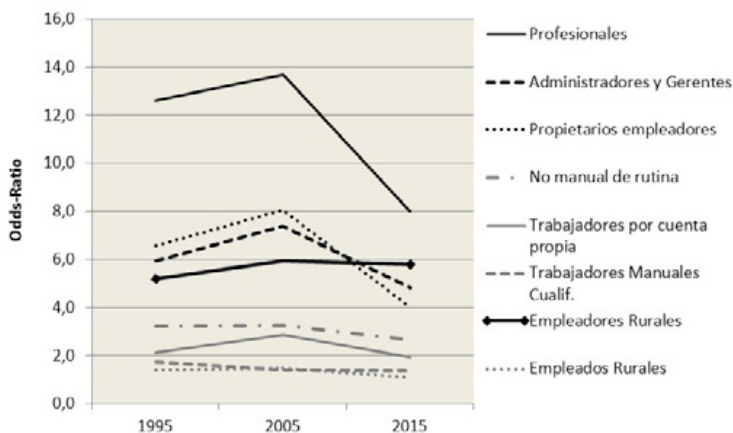
Fuente: *Encuesta Nacional de Hogares (PNAD-IBGE)*, 1995, 2005 y 2015.

*** p < 0.001 ** p < 0.01 * p < 0.05 + p < 0.1

Se observó que los coeficientes de los modelos condicionales (Tabla 3) son similares, pero tendencialmente menores que aquellos de los modelos no condicionales presentados con anterioridad. El hecho de encontrar efectos menores ya sería esperado, dado que los modelos anteriores, no condicionales, consideran la acumulación de desigualdades a lo largo de todas las etapas presentes en el sistema de enseñanza, y no solo la barrera entre Enseñanza Media y Superior. Dada esta similitud con los resultados antes presentados, aquí se dará prioridad al análisis de los efectos de clase.

Incluso cuando consideramos solo a los jóvenes que completaron la Enseñanza Media, las desigualdades de acceso a la Educación Superior por clase social de origen todavía se muestran muy expresivas, y el siguiente Gráfico 3 contribuye a su interpretación.

Gráfico 3. Modelos *Logit*: Efectos de la clase social de origen* para ingreso en la Educación Superior, condicional a la conclusión de la Enseñanza Media - Brasil, 1995, 2005 y 2015



Fuente: *Encuesta Nacional de Hogares (PNAD-IBGE)*, 1995, 2005 y 2015.

* Categoría de referencia: Trabajadores manuales no calificados.

En el año 1995, por ejemplo, hijos de Profesionales presentaban una posibilidad de ingreso en la Educación Superior 12 veces mayor que los hijos de Trabajadores Manuales No Cualificados, dada la conclusión de la Enseñanza Media. Para los hijos de Empleadores Rurales, Propietarios Empleadores y Administradores y Gerentes, la posibilidad era aproximadamente 6 veces mayor. Para los hijos de los Empleados No Manuales de Rutina esa ventaja era de 3,2 veces; de 2,1 para los hijos de los Trabajadores por Cuenta Propia, y de 1,4 para los hijos de Empleados Rurales.

Por lo tanto, se verifica una situación de profundas desigualdades de acceso a la Educación Superior, de acuerdo con la clase social de origen de los jóvenes, aun cuando se trata de un modelo condicional a la conclusión de la Enseñanza Media –lo que rechaza, entonces, las disparidades existentes en los niveles precedentes de enseñanza– y controlado por todas las demás variables insertadas en el mismo. Se observa, también, que algunas clases presentan ventajas mucho mayores que otras, principalmente aquella de

hijos de Profesionales, seguida de la de hijos de Administradores y Gerentes, de Propietarios Empleadores y de Empleadores Rurales. Así, como se esperaba, los jóvenes provenientes de clases sociales con mayor acumulación de capital económico y cultural son los que presentan las mayores ventajas en el acceso a la Educación Superior.

Sin embargo, el Gráfico 3 también hace evidente que la magnitud de estos efectos presenta importantes variaciones a lo largo del período analizado. En general, la situación es de aumento o estancamiento de los coeficientes entre 1995 y 2005 y de reducción de estos entre 2005 y 2015. Por ejemplo, hijos de Profesionales, en 1995, tenían una probabilidad de ingreso 12 veces mayor que aquella de la categoría de referencia; esta probabilidad se elevó, en 2005, a 13 veces; y en 2015 se redujo a 8 veces. Así, aunque muy alta, en 2015 la desigualdad de acceso era menor que una década antes.

Estos resultados apoyan nuestras segunda y tercera hipótesis de trabajo: por un lado, no se verifica la tendencia a reducción de las desigualdades de acceso a la Educación Superior por clase social de origen, entre 1995 y 2005; por otro, hubo reducción de las desigualdades de acceso a la Educación Superior por clase social de origen, entre 2005 y 2015. A pesar de la expansión del sistema de Educación Superior brasileño haber ocurrido a lo largo de todo el período aquí analizado, fue solo en la última década que esa expansión fue acompañada de una mayor democratización del acceso a este.

En la siguiente sección se discuten con mayor detalle estos resultados, y se busca relacionarlos con las referencias tratadas en las sesiones anteriores. Antes, sin embargo, probaremos nuestra cuarta hipótesis, respecto al aumento de las desigualdades cualitativas en el interior del sistema de Educación Superior –más específicamente, el hecho de que, para los estudiantes listos a ingresar en la Educación Superior, hubo un aumento de la desigualdad de acceso a las instituciones públicas (en relación con las privadas). Es decir, estaremos interesados en la calidad de ese ingreso.

La Tabla 4 muestra los coeficientes de los modelos para el ingreso en instituciones públicas de Educación Superior –y tiene como categoría referencia los que ingresaron en instituciones privadas– para los años 2005 y 2015²⁰.

20 Como en 1995 no había una variable discriminando el tipo de institución, aplicamos esos modelos solo para 2005 y 2015.

Tabla 4. Modelos *Logit*: Odds-Ratio [exp (b)] para el ingreso en la Educación Superior en Instituciones Públicas (en relación con instituciones privadas), condicional al ingreso en la Educación Superior - Brasil, 2005 y 2015

Variables Independientes	2005	2015
Edad	1,001	0,981
Mujeres	0,917	0,836*
Negros	1,177+	1,002
Hijos	1,179**	1,073
Monoparentales	0,979	1,040
Norte	2,198***	1,775***
Noreste	3,262***	2,098***
Sur	1,464**	0,920
Centro-Oeste	1,448**	1,360**
Rural	0,838	0,705+
Metrópolis	0,617***	0,908
Profesionales	1,376+	1,885***
Administradores y Gerentes	0,963	1,075
Propietarios empleadores	0,713+	1,010
No manual de rutina	1,128	1,149
Trabajadores por cuenta propia	0,798	0,927
Trabajadores manuales Cualif.	0,799	1,154
Empleadores Rurales	0,648	1,165
Empleados Rurales	1,051	1,604*
Constante	0,208**	0,371*
N.	3.869	4.189
Wald chi2 (DF)	227.60 (19)	128.34
Prob > chi2	0.000	0.000
Pseudo-R ²	0.0600	0.0286

Fuente: *Encuesta Nacional de Hogares (PNAD-IBGE)*, 2005 y 2015.

*** p <0.001 ** p <0.01 * p <0.05 + p <0.1

El primer punto por destacar en la Tabla 4 es que, en comparación con los modelos anteriores, hay una visible reducción de los efectos de las variables independientes, de modo que muchas se vuelven estadísticamente no significativas. Solo los coeficientes de región geográfica se mantienen de forma consistente significativos en el período analizado, y es posible afirmar que jóvenes residentes en la región Sudeste (categoría de referencia) tienen una menor probabilidad de acceso a las instituciones públicas. Tal resultado se podría explicar por la gran

concentración de instituciones privadas en esa región. Siguiendo esta tendencia, la residencia en zona rural también tiende a reducir las posibilidades de acceso a las instituciones públicas, y tiene un efecto significativo en 2015²¹.

Los datos indican un ajuste inferior al de los modelos antes aplicados. Eso significa que, en su conjunto, las variables utilizadas tienen un poder explicativo mayor para el ingreso en la Educación Superior que para la calidad de ese ingreso, o sea, para el tipo de red en que ocurre el ingreso. Según la literatura sobre el tema, resultados en esa dirección ya serían esperados, dada la conocida tendencia a la reducción de los efectos de las variables de origen social a lo largo de las transiciones escolares. Como las barreras para el ingreso en la Educación Superior son muy fuertes, como se demostró en los modelos anteriores, el público que logra superarlas tiende a ser más homogéneo en sus características sociales, y así, tiende a reducirse el poder de explicación de las variables utilizadas sobre la calidad del ingreso.

Entre los coeficientes que más nos interesan, relativos a la clase de origen, también encontramos esa misma tendencia a la reducción de los efectos en comparación con los modelos anteriores. A pesar de que todos los coeficientes presentan tendencia al crecimiento en el período analizado –lo que podría denotar una elevación de las desigualdades y del efecto de clase de origen–, solo aquellos relativos a la ventaja de los hijos de Profesionales son estadísticamente significativos en ambos años. De hecho, como se puede ver también en la Tabla 12 (en el Anexo), hay poca variación entre clases de origen en lo que se refiere a la red de educación –si pública o privada– de los jóvenes que cursan la Educación Superior. Para casi todas las categorías, el porcentaje de jóvenes en instituciones públicas se sitúa en torno al 25%, excepto por los hijos de Profesionales –para quién el porcentaje sube del 32% al 37% en el período analizado²².

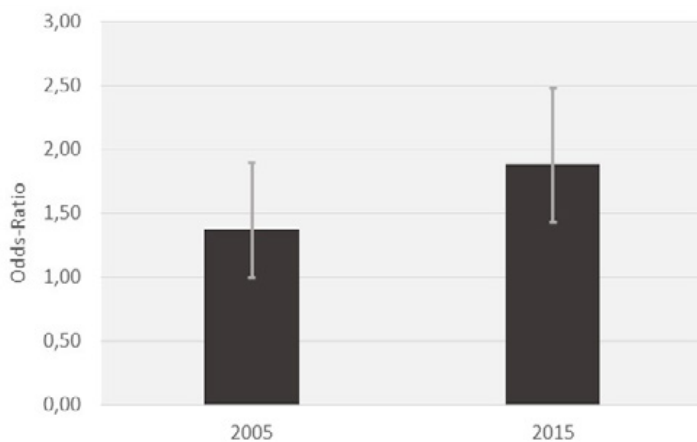
Según los resultados de los modelos aplicados, dado el ingreso en la Educación Superior, en 2005, un joven hijo de un Profesional contaba con una probabilidad un 37% mayor de estar en una institución pública que un hijo de un Trabajador manual no calificado (categoría de referencia). Esta misma ventaja subía al 88%, en 2015. Así, dentro del sistema de educación superior, los hijos de Profesionales una vez más se destacan en sus ventajas, presentando una tendencia

21 Además de las variables geográficas, otras características presentan tendencias poco consistentes entre los años, como los efectos de género, raza y de capital social.

22 Otra excepción son los hijos de Empleados Rurales, que también presentan porcentual un poco más elevado de estudiantes en instituciones públicas.

significativamente mayor al acceso a las instituciones públicas. El Gráfico 4 compara estos coeficientes, indicativos de la ventaja de los hijos de Profesionales, entre 2005 y 2015.

Gráfico 4. Modelos *Logit*: Efectos de la Clase de Origen (Profesionales)* para el ingreso en la Educación Superior en Instituciones Públicas (en relación con las instituciones privadas), condicional al ingreso en la Educación Superior - Brasil, 2005 y 2015



Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (PNAD-IBGE), 2005 y 2015.

* Categoría de referencia: Trabajadores manuales no calificados

Además del valor de los coeficientes (en razones de probabilidad), representado gráficamente por las barras, el Gráfico 4 muestra también los intervalos y confianza (95%) de los mismos –representados por los corchetes²³. Como se puede verificar, a pesar de la tendencia observada al aumento de la ventaja de los hijos de Profesionales entre 2005 y 2015, esa variación queda dentro de los intervalos de confianza y, por tanto, no es posible afirmar, con un nivel adecuado de certeza, que de hecho hubo elevación de aquel efecto. Por otro lado, si en 2005 no se podía rechazar con un 95% de confianza la hipótesis nula de que los hijos de Profesionales no presentaban ventajas sobre los hijos de Trabajadores manuales no calificados, en 2015 ya sería posible rechazarla.

23 Los intervalos de confianza de los demás coeficientes, así como sus errores, se pueden encontrar en las Tablas 10 y 11, en el anexo.

De este modo, los datos presentados sostienen solo en parte nuestra cuarta hipótesis, de que hubo aumento de la desigualdad de acceso a las instituciones públicas (en relación con las privadas), por origen social. Así que, en este caso, no podemos ser muy concluyentes en nuestras afirmaciones. Lo que constatamos, en primer lugar, es que el efecto del origen social sobre el tipo de institución en que hubo el ingreso es menor que sobre el ingreso en sí, lo que, como ya comentamos, sería esperado²⁴. Verificamos también que los hijos de Profesionales una vez más se destacan, pues presentan posibilidad significativamente mayor de estudiar en instituciones públicas. Sin embargo, a pesar de haber constatado la tendencia al aumento de estas ventajas, los resultados no nos permiten afirmar que hubo elevación de estas.

CONCLUSIONES

Los resultados alcanzados en este trabajo, presentados en la sección anterior, siguen una tendencia ya verificada en varios otros países (cf. Shavit y Arum, 2007): la expansión de la Educación Superior no lleva necesariamente a la democratización de la barrera de acceso a esta. El origen social de los jóvenes, medido con base en la clase socio-ocupacional del jefe del hogar, aun ejerce fuerte efecto sobre las posibilidades de ingreso en la Educación Superior en Brasil, a pesar de su continua expansión. Además, la disminución del efecto de clase sobre la posibilidad de alcanzar la Educación Superior parece más vinculada a la democratización del acceso a los niveles anteriores de enseñanza. Asimismo, cuando tratamos solo de las barreras de acceso a ese nivel, condicional a la conclusión de la Enseñanza Media, la tendencia de reducción de las desigualdades no es continua a lo largo de las dos últimas décadas, pero se hace presente solo en los últimos años. Para concluir, tal reducción de las desigualdades en la posibilidad de acceso parece combinarse con desigualdades horizontales, o cualitativas, dentro del sistema de educación.

Así, los resultados presentados en la sección anterior apoyan nuestras hipótesis iniciales, basadas en el enfoque de la MMI. Uno de los pilares de la perspectiva de la Desigualdad Máximamente Mantenida (MMI) es que la expansión de la red de enseñanza no lleva necesariamente a la democratización del acceso a la misma, a menos que alcance un determinado punto de saturación. Conforme verificamos en los

24 Es importante recordar que las desigualdades cualitativas, u horizontales, dentro del sistema de enseñanza pueden darse no solo en la distinción entre instituciones públicas y privadas, sino también de acuerdo con el prestigio de las instituciones, de los cursos etc.

resultados presentados, a pesar de su expansión a lo largo de las dos últimas décadas, es solo en los últimos años que se verifica una sustantiva reducción de las desigualdades de acceso a la Educación Superior en Brasil, condicional a la conclusión de la Enseñanza Media.

Al tomar como base la teoría de la Desigualdad Máximamente Mantenido (MMI), se pueden encontrar algunas posibles explicaciones para este resultado. La primera, y quizás más coherente, es que solo en los últimos años la expansión de la red de Educación Superior hizo frente a la creciente demanda originada en los niveles de enseñanza anteriores –que también se expandieron. Como hemos visto, de acuerdo con el mmi, es posible que la expansión de un determinado nivel de enseñanza acarreará más desigualdades en el acceso a niveles más elevados, ya que produciría una mayor demanda. Parece ser este el caso entre 1995 y 2005, cuando la expansión de la Educación Superior aún no acompaña el crecimiento de la demanda. Tal mecanismo, entonces, explicaría el motivo por el cual solo entre 2005 y 2015 se verifica una reducción significativa de las desigualdades de acceso a la Educación Superior, condicional a la conclusión de la Enseñanza Media.

Una segunda explicación podría residir en las políticas públicas, como ProUni, Fies y las cuotas, dirigidas específicamente a la democratización del acceso a la Educación Superior. Tales políticas se crearon y/o ganaron ímpetu a partir de la última década, y es posible que hayan tenido algún efecto sobre la reducción de las desigualdades de acceso. Si, por un lado, la simple expansión de la red de enseñanza no provocaría necesariamente la democratización del acceso –según lo previsto por la MMI–, por otro, una expansión asociada con políticas dirigidas a su democratización podría producir tal efecto. Desafortunadamente, sin embargo, nuestros datos no permiten probar en particular las implicaciones de tales políticas para las desigualdades de acceso.

Para finalizar, es plausible pensar que la reducción de las desigualdades económicas entre clases, ocurrida en la última década (cf. Salata, 2016, 2018), también contribuyó a la reducción de las desigualdades de acceso a la Educación Superior. Al fin de cuentas, como vimos, una disminución de las desigualdades económicas podría reducir los diferenciales de costos, entre clases, asociados con la opción de los jóvenes por continuar sus estudios (cf. Breen y Goldthorpe, 1997).

Es importante destacar, como han demostrado algunos de los resultados presentados, que la relación entre origen social y acceso a la Educación Superior –no condicional a la conclusión de la Enseñanza Media–, a pesar de ser todavía muy marcada, presentó una clara tendencia a la caída en las últimas décadas. Este resultado debe ser

explicado, principalmente, por la fuerte expansión de los niveles de enseñanza anteriores (Enseñanza Fundamental y Enseñanza Media), que contribuyó a la democratización del público apto para ingresar en la Educación Superior²⁵. Como consecuencia de estos movimientos, en los últimos años se verifican algunos cambios en el perfil de los jóvenes que frecuentan las Instituciones de Enseñanza Superior con relación a su clase de origen²⁶.

En este sentido, sea considerando específicamente el paso de la Enseñanza Media a la Educación Superior en la última década, o bien la relación no condicional entre origen social e ingreso en la Educación Superior, se puede afirmar que la sociedad brasileña se ha vuelto más fluida y democrática en los últimos años. A pesar de ello, el peso del origen social sobre las posibilidades de los jóvenes de ingresar en la Educación Superior (condicional o no a la conclusión de la Enseñanza Media) sigue siendo muy marcado. Jóvenes provenientes de familias de clases más altas, con mayor acumulación de capital económico y, principalmente, cultural, aún hoy tienen posibilidades mucho mayores de alcanzar ese nivel de enseñanza que los jóvenes de clases trabajadoras.

En efecto, en lo que se refiere al acceso a la Educación Superior, por un lado, la tendencia observada es positiva y lleva a perspectivas más optimistas, para las cuales la expansión del sistema de enseñanza promovería una nivelación de las oportunidades, reduciendo así el peso del origen social sobre la escolaridad alcanzada por los individuos (cf. Blau y Duncan, 1967; Treiman, 1970; Kerr *et al.*, 1973). Por otro lado, el efecto aún muy relevante del origen de clase sobre las posibilidades de acceso a la Educación Superior respalda los enfoques reproducciónistas, en su vertiente culturalista (cf. Bourdieu y Passeron, 1975, Bowles y Gintis, 1976; Willis, 1977) y o de la elección racional (cf. Boudon, 1981, Breen y Goldthorpe, 1997).

A lo largo de este trabajo hemos afirmado que, en las últimas décadas, la significativa expansión de la Educación Superior en Brasil estuvo asociada con una creciente participación del sector privado, y nos preguntamos si la expansión ocurrida en los últimos años no habría dirigido a los estudiantes oriundos de las clases inferiores a instituciones que tienden a ofrecer enseñanza de calidad y reconocimiento inferior al de las públicas (cf. Honorato y Heringer, 2015; Santos, 2011, Catani *et al.*, 2006). Los resultados alcanzados ofrecen

25 Para una ilustración sobre este punto, véanse también los Gráficos 8 y 9, en los anexos.

26 Véase el Gráfico 10, en los anexos.

indicios, de modo no conclusivo, de la elevación de los efectos de clase –en especial para los hijos de Profesionales– sobre las posibilidades de acceder a la Educación Superior en instituciones públicas. De este modo, es posible que la característica dual de la Educación Superior en Brasil se esté acentuando, y así contribuyendo al incremento de las llamadas desigualdades cualitativas, u horizontales –en conformidad con el modelo de las *Desigualdades Efectivamente Mantenidas* (EMI) (cf. Lucas, 2001).

Sin embargo, como hemos visto, todavía es temprano para corroborar esa hipótesis. En lo que concierne a la Educación Superior en Brasil, la principal barrera de clase aún se ubica en el ingreso en sí –incluyendo aquí el paso por las barreras precedentes, que hacen al joven apto al ingreso. Se ha verificado que el efecto del origen social sobre el tipo de institución – sea pública o privada–, es decir, sobre la calidad de ese ingreso, es menor, aunque se destaquen, una vez más, los hijos de Profesionales, con mayor presencia en la red pública. A pesar de los indicios en este sentido, no es posible afirmar, con un nivel de confianza adecuado, que tales efectos se estén elevando. Pero es plausible suponer que, si se sigue el proceso de reducción de las barreras de acceso, los efectos de origen social sobre la red de educación –o la calidad del acceso– se volverán más acentuados en los próximos años.

Por lo tanto, los resultados aquí presentados hacen evidente un escenario en que patrones positivos y negativos se entrelazan. Los efectos aún muy relevantes y agudos del origen social para el acceso a la Educación Superior –condicional o no respecto a la conclusión de la Enseñanza Media–, se han reducido en los últimos años. Sin embargo, es posible que a estas desigualdades verticales se sumen cada vez más desigualdades horizontales dentro del sistema de enseñanza, sobre el tipo o la calidad de ese acceso. No obstante, en relación con el acceso a la Educación Superior, la sociedad brasileña de hoy se muestra más democrática y abierta que aquella de dos décadas atrás, a pesar de las enormes desigualdades que aún persisten.

BIBLIOGRAFÍA

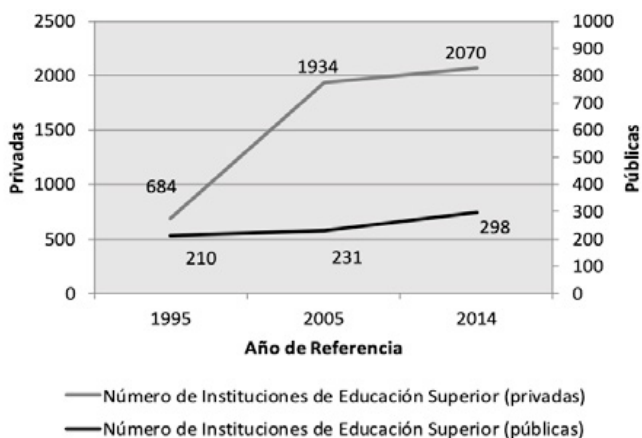
- Blau, P. M. y Duncan, O. D. 1967 *The American Occupational Structure* (Nueva York: Wiley)
- Boudon, R. 1981, *A Desigualdade das Oportunidades: a mobilidade social nas sociedades industriais* (Brasília, Universidade de Brasília).
- Bourdieu, P. 1998 “Futuro de Classe e Causalidade do Provável” en *Escritos de Educação* . (Petropolis, Vozes).
- Bourdieu, P. y Passeron, J.-C. 1975 *A reprodução. Elementos para uma teoria do sistema de ensino* (Rio de Janeiro: Francisco Alves).

- Bowles, S. y Gintis, H. 1976 *Schooling in Capitalist America* (Londres: Routledge).
- Breen, R. y Goldthorpe, J.H. 1997 “Explaining educational differentials towards a formal rational action theory” en *Rationality and Society*, Vol. 9, N° 3, agosto.
- Catani, A. M. *et al.* 2006 “ProUni: Democratização do acesso às instituições de Ensino Superior?” en *Educar* N° 28.
- Durham, E. R.. 2003 *O Ensino Superior no Brasil: público e privado* (São Paulo: Nupes-USP).
- Hasenbalg, C 2003 “A Transição da Escola para o Trabalho” en Hasenbalg, C. y Valle Silva, N. do (orgs.) *Origens e Destinos: desigualdades sociais ao longo da vida* (Rio de Janeiro: Topbooks, Vol. 1).
- Honorato, G. y Heringer, R. 2015 *Acesso e Sucesso no Ensino Superior: uma sociologia dos estudantes* (Rio de Janeiro: Faperj)
- Kerr, C., Dunlop, J., Harbison F. y Myers C. 1973, *Industrialism and Industrial Man* the Problems of Labour and Management in Economic Growth (Harmonds Worth: Penguin).
- Lucas, S. R. 2001 “Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects” en *American Journal of Sociology* Vol. 106, N° 6, mayo.
- Mare, R. 1980 “Social Background and School Continuation Decisions” en *Journal of the American Statistical Association* Vol. 75 N° 370, noviembre.
- Marteletto, L. , Marschner, M. y Carvalhaes F. “Educational stratification after a decade of reforms on higher education access in Brazil” en *Research in Social Stratification and Mobility*, N° 46, diciembre.
- Menezes-Filho, N., Fernandes R. y Picchetti P. 2007 “Educação e queda recente da desigualdade no Brasil” en Paes de Barros, R, Foguel, M. N., Ulysea, G. (orgs) *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente* (Rio de Janeiro, Ipea).
- Mont’Alvão, A. 2011 “Estratificação educacional no Brasil do século xxi” *Dados* Vol. 54 N° 2.
- Mont’Alvão, A 2015 “Tendências das Desigualdades de Acesso ao Ensino Superior no Brasil, 1982-2010” en *Educação y Sociedade* Vol. 35 N° 127, abril.
- Neves, C., Raizer, R. y Fachinetto R. F. 2007 “Acesso, expansão e equidade na educação superior: novos desafios para a política educacional brasileira” en *Sociologias* Vol. 9, N° 17, enero.
- Picanço, F. 2015 “Juventude por Cor e Renda no Acesso ao Ensino Superior Somando desvantagens, multiplicando desigualdades?” en *Revista Brasileira de Ciências Sociais* Vol. 30, N° 88, junio.

- Powers, D. y Xie, Y. 2008 *Statistical Methods for Categorical Data Analyses* (Bingley, Emerald).
- Raftery, A. E. y Hout, M. 1993 "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75" en *Sociology of Education* Vol. 66, Nº 1 enero.
- Ribeiro, C. Ao. 2011 "Desigualdade de oportunidades e resultados educacionais no Brasil" en *Dados* Vol. 54, Nº1, enero
- Salata, A. 2016 "Inequalities and the Brazilian new democracy: income distribution between classes in recent decades" en *Sociologia y Antropologia* Vol. 6, Nº 1, enero.
- Salata, A. 2018 "Distribuição de renda no Brasil entre 2002 e 2013: Redução das desigualdades entre classes?" en *Latin American Research Review* Vol. 53, Nº 1, marzo.
- Santos, C. 2011 *A Chegada ao Ensino Superior: o caso dos bolsistas do ProUni da PUC-RIO*, Tesis de Maestría., Rio de Janeiro, Instituto de Filosofia e Ciências Sociais da Universidade Federal do Rio de Janeiro.
- Scalon, C. 1999 *Mobilidade social no Brasil: padrões e tendências* (Rio de Janeiro: Revan).
- Shavit, Y. y Arum, R. 2007 *Stratification in Higher Education: A Comparative Study* (California: Stanford University Press).
- Shavit, Y. i Blossfeld, H.-P. 1993 *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries* (Boulder co, Westview Press).
- Treiman, D. J. 1970 "Industrialization and Social Stratification" en Laumann, E. O. (org.) *Social Stratification: Research and Theory for the 1970s*. (Indianapolis: Bobbs Merrill).
- Valle Silva, N. do. 1992 *Uma Classificação Ocupacional para o Estudo da Mobilidade e da Situação de Trabalho no Brasil*, Rio de Janeiro, Iuperj, mimeo.
- Valle Silva, N. do. 2003 "Expansão Escolar e Estratificação Educacional no Brasil" en Hasenbalg, C. y Valle Silva, N. do (orgs.). *Origens e Destinos: desigualdades sociais ao longo da vida* (Rio de Janeiro: Topbooks, Vol. 1).
- Willis, P. E. 1977 *Learning to Labor: How working-class Kids Get Working-class Jobs* (Nueva York: Columbia University Press).

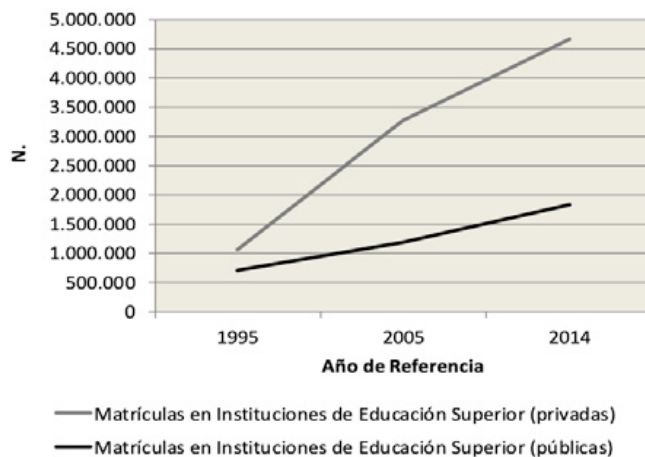
ANEXOS

Gráfico 5 - Instituciones de Educación Superior, Públicas y Privadas - Brasil, 1995, 2005 y 2014



Fuente: Censo de Educación Superior (INEP), 1995, 2005 y 2014 (tabulación del propio autor).

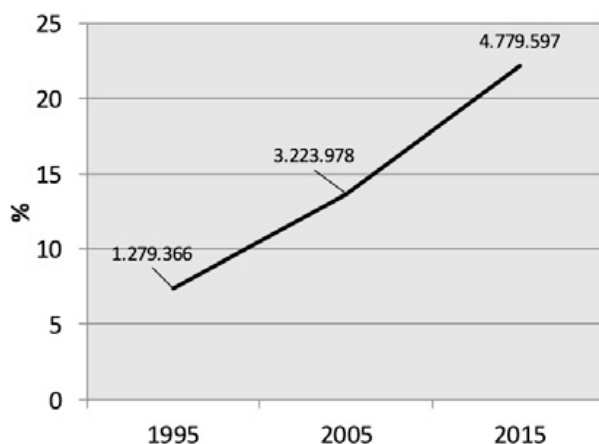
Gráfico 6. Matriculas en la Educación Superior*, en Instituciones Públicas y Privadas - Brasil, 1995, 2005 y 2014



Fuente: Censo de Educación Superior (INEP), 1995, 2005 y 2014 (tabulación del propio autor).

* Solo para cursos de licenciatura presenciales

Gráfico 7. Porcentaje y número de jóvenes, entre 18 y 24 años, que cursaban o habían concluido la educación superior* - Brasil **, 1995, 2005 y 2015

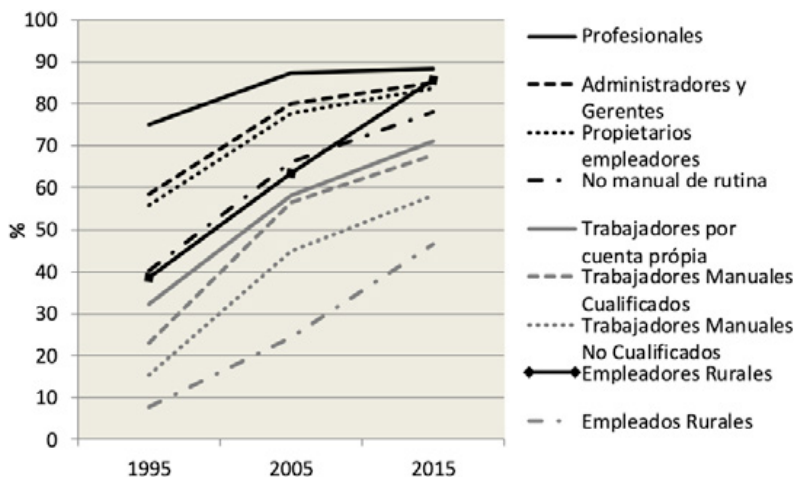


Fuente: *Encuesta Nacional de Hogares (PNAD-IBGE)*, 1995, 2005 y 2015.

* También se ha considerado los que cursaban postgrado.

** Excepto las zonas rurales de la Región Norte

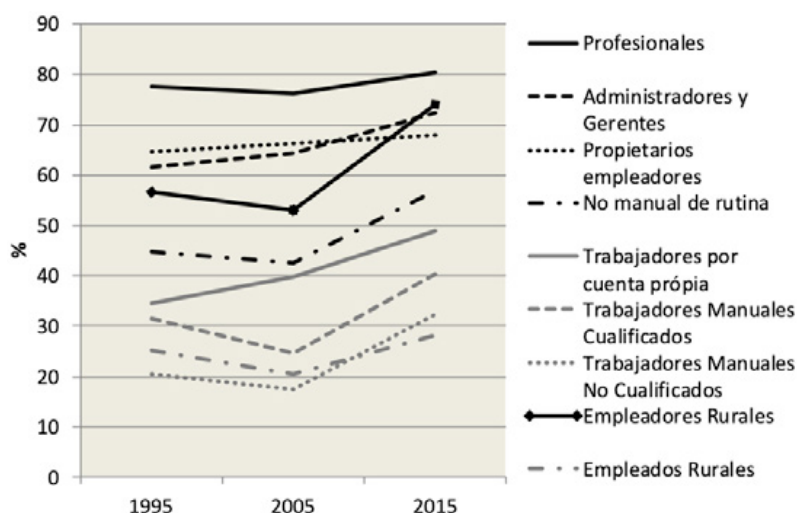
Gráfico 8. Jóvenes (18-24 años) con Enseñanza Media Completa, por Clase de Origen - Brasil **, 1995, 2005 y 2015 (%)



Fuente: *Encuesta Nacional de Hogares (PNAD-IBGE)*, 1995, 2005 y 2015.

** Excepto las áreas rurales de la Región Norte.

Gráfico 9 Jóvenes (18-24 años) Cursando Educación Superior* (entre los que han completado la enseñanza media), por Clase de Origen - Brasil, 1995, 2005 e 2015 (%)**

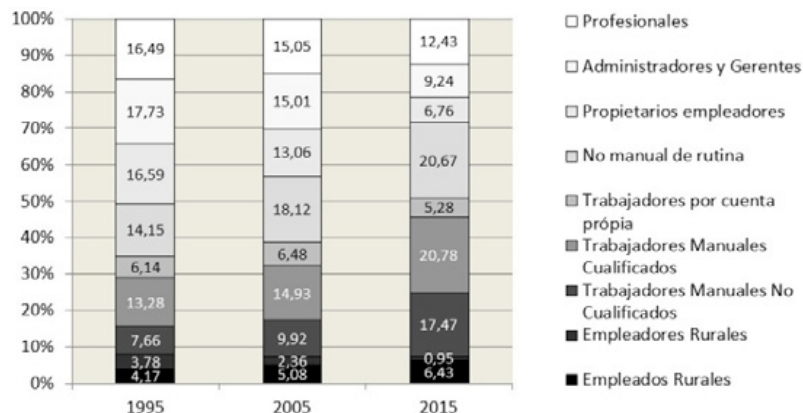


Fuente: *Encuesta Nacional de Hogares (PNAD-IBGE)*, 1995, 2005 y 2015.

* También fueron considerados los que cursaban postgrado, o que tenían Educación Superior completa.

** Excepto las áreas rurales de la Región Norte

Gráfico 10. Perfil de los Jóvenes (18-24 años) Cursando Educación Superior, por Clase de Origen - Brasil **, 1995, 2005 y 2015 (%)



Fuente: *Encuesta Nacional de Hogares (PNAD-IBGE)*, 1995, 2005 y 2015.

** Excepto las áreas rurales de la Región Norte

Tabla 5. Categorías Socio Ocupacionales Agregadas, según las Categorías Originales

Categorías Agregadas	Categorías Originales
1- Profesionales	1- Profesionales 3- Profesionales liberales
2- Administradores y Gerentes	2- Dirigentes y administradores de alto nivel 4- Empleados en funciones administrativas
3- Propietarios Empleadores	6- Propietarios empleadores en la ind., com. y serv.
4- Empleados No Manuales de Rutina	5- No Manuales de rutina y funciones de oficina 8- Técnicos, artistas y supervisores del trabajo manual
5- Trabajadores por Cuenta Propia	7- Trabajadores por cuenta-propia (sin empleados)
6- Trabajadores Manuales Cualificados	9- Trabajadores manuales en industrias modernas 11- Trabajadores manuales de los servicios en general
7- Trabajadores Manuales No Cualificados	10- Trabajadores manuales en industrias tradicionales 12- Trabajadores en el servicio doméstico 13- Vendedores ambulantes 14- Artesanos
8- Empleadores Rurales	15- Propietarios (empleadores) en el sector primario
9- Empleados Rurales	16- Técnicos y administradores en el sector primario 17- Productores agrícolas autónomos 18- Trabajadores rurales

Fuente: elaborada por el autor.

Tabla 6. Modelos Logit: coeficientes (b) y errores estándar robustos para el ingreso en la Educación Superior - Brasil, 1995, 2005 y 2015

Variables Independientes	1995		2005		2015	
	Coef. (b)	Error Estándar Robusto	Coef. (b)	Error Estándar Robusto	Coef. (b)	Error Estándar Robusto
Edad	0,280	0,016	0,224	0,011	0,225	0,011
Mujeres	0,568	0,065	0,646	0,044	0,731	0,042
Negros	-0,873	0,082	-0,830	0,049	-0,522	0,045
Hijos	-0,283	0,024	-0,301	0,019	-0,279	0,021
Monoparentales	-0,390	0,090	-0,366	0,054	-0,352	0,049
Norte	-0,361	0,141	-0,217	0,079	-0,009	0,069
Noreste	-0,259	0,088	-0,337	0,057	-0,059	0,055
Sur	0,083	0,084	0,295	0,059	0,204	0,062
Centro-Oeste	0,107	0,100	0,343	0,066	0,443	0,068
Rural	-1,008	0,186	-0,974	0,108	-0,689	0,093
Metrópolis	0,198	0,068	0,026	0,047	-0,105	0,046
Profesionales	3,572	0,145	2,986	0,097	2,292	0,101
Administradores y Gerentes	2,636	0,127	2,281	0,089	1,774	0,096
Propietarios empleadores	2,590	0,129	2,312	0,092	1,577	0,106
No manual de rutina	1,792	0,131	1,387	0,075	1,183	0,065
Trabajadores por cuenta propia	1,260	0,151	1,207	0,097	0,785	0,093
Trabajadores manuales Cualif.	0,780	0,125	0,466	0,075	0,422	0,061
Empleadores Rurales	2,264	0,195	2,028	0,155	1,915	0,265
Empleados Rurales	0,075	0,184	0,144	0,101	-0,067	0,091
Constante	-8,282	0,370	-6,186	0,246	-5,468	0,239

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (PNAD-IBGE), 1995, 2005 e 2015.

Tabla 7. Modelos Logit: Intervalo de confianza (95%) de los Efectos de Clase de Origen* sobre el ingreso en la Educación Superior – Brasil, 1995, 2005 y 2015

Categorías	1995		2005		2015	
	95%(-)	95%(+)	95%(-)	95%(+)	95%(-)	95%(+)
Profesionales	26,777	47,316	16,379	23,971	8,111	12,063
Administradores y Gerentes	10,878	17,914	8,229	11,647	4,880	7,113
Propietarios empleadores	10,342	17,181	8,429	12,083	3,934	5,951
No manual de rutina	4,648	7,753	3,459	4,635	2,876	3,707
Trabajadores por cuenta propia	2,619	4,741	2,763	4,043	1,828	2,628
Trabajadores manuales Cualif.	1,707	2,786	1,376	1,845	1,353	1,719
Empleadores Rurales	6,558	14,110	5,611	10,294	4,038	11,414
Empleados Rurales	0,751	1,547	0,947	1,408	0,781	1,118

Fuente: *Encuesta Nacional de Hogares (PNAD-IBGE)*, 1995, 2005 y 2015.

* Categoría de referencia: Trabajadores manuales no cualificados

Tabla 8. Modelos Logit: coeficientes (b) y errores estándar robustos sobre el ingreso en la Educación Superior, condicional a Enseñanza Media completa – Brasil, 1995, 2005 y 2015

Variables Independientes	1995		2005		2015	
	Coef. (b)	Error Estándar Robusto	Coef. (b)	Error Estándar Robusto	Coef. (b)	Error Estándar Robusto
Edad	0,114	0,021	0,130	0,013	0,127	0,012
Mujeres	0,172	0,078	0,371	0,048	0,486	0,047
Negros	-0,512	0,099	-0,634	0,054	-0,435	0,050
Hijos	-0,187	0,031	-0,270	0,024	-0,255	0,025
Monoparentales	-0,202	0,106	-0,259	0,059	-0,221	0,055
Norte	-0,399	0,164	0,082	0,088	0,184	0,077
Noreste	-0,198	0,105	-0,107	0,062	0,033	0,060
Sur	0,100	0,103	0,415	0,065	0,303	0,069
Centro-Oeste	0,263	0,122	0,540	0,075	0,637	0,078
Rural	-0,298	0,213	-0,684	0,117	-0,690	0,101
Metrópolis	0,214	0,079	-0,006	0,051	-0,078	0,050
Profesionales	2,534	0,177	2,616	0,109	2,082	0,119
Administradores y Gerentes	1,784	0,147	1,999	0,097	1,570	0,111
Propietarios empleadores	1,880	0,155	2,087	0,103	1,387	0,119
No manual de rutina	1,170	0,147	1,180	0,080	0,983	0,071
Trabajadores por cuenta propia	0,750	0,169	1,060	0,105	0,663	0,102
Trabajadores manuales Cualif.	0,552	0,140	0,329	0,079	0,319	0,067
Empleadores Rurales	1,648	0,228	1,781	0,177	1,753	0,308
Empleados Rurales	0,344	0,203	0,396	0,109	0,108	0,100
Constante	-3,245	0,481	-3,563	0,285	-2,864	0,276

Fuente: *Encuesta Nacional de Hogares (PNAD-IBGE)*, 1995, 2005 y 2015.

Tabla 9. Modelos *Logit*: Intervalo de Confianza (95%) de los Efectos de Clase de Origen* sobre el ingreso en la Educación Superior, condicional a la Enseñanza Media Completa – Brasil, 1995, 2005 e 2015

Categorías	1995		2005		2015	
	95%(-)	95%(+)	95%(-)	95%(+)	95%(-)	95%(+)
Profesionales	8,917	17,811	11,047	16,933	6,350	10,126
Administradores y Gerentes	4,467	7,939	6,105	8,927	3,868	5,976
Propietarios empleadores	4,842	8,877	6,587	9,856	3,170	5,050
No manual de rutina	2,413	4,299	2,785	3,806	2,324	3,072
Trabajadores por cuenta propia	1,521	2,949	2,348	3,548	1,590	2,368
Trabajadores manuales Cualif.	1,320	2,288	1,190	1,621	1,208	1,568
Empleadores Rurales	3,326	8,117	4,199	8,392	3,159	10,551
Empleados Rurales	0,949	2,099	1,201	1,839	0,916	1,355

Fuente: *Encuesta Nacional de Hogares (PNAD-IBGE)*, 1995, 2005 y 2015.

* Categoría de referencia: Trabajadores manuales no cualificados

Tabla 10. Modelos *Logit*: coeficientes (b) y errores estándar robustos para el ingreso en la Educación Superior en Instituciones Públicas (en relación con instituciones privadas), condicional al ingreso en la Educación Superior– Brasil, 2005 y 2015

Variables Independientes	2005		2015	
	Coef. (b)	Error Estándar Robusto	Coef. (b)	Error Estándar Robusto
Edad	0,001	0,022	-0,019	0,021
Mujeres	-0,087	0,082	-0,178	0,077
Negros	0,163	0,095	0,002	0,085
Hijos	0,165	0,047	0,070	0,044
Monoparentales	-0,021	0,107	0,039	0,092
Norte	0,788	0,149	0,574	0,125
Noreste	1,182	0,107	0,741	0,101
Sur	0,382	0,113	-0,083	0,120
Centro-Oeste	0,371	0,124	0,308	0,115
Rural	-0,176	0,218	-0,348	0,191
Metrópolis	-0,482	0,086	-0,096	0,082
Profesionales	0,320	0,164	0,634	0,140
Administradores y Gerentes	-0,038	0,168	0,072	0,162
Propietarios empleadores	-0,338	0,181	0,010	0,183
No manual de rutina	0,120	0,158	0,139	0,126
Trabajadores por cuenta propia	-0,226	0,197	-0,076	0,194
Trabajadores manuales Cualif.	-0,225	0,166	0,143	0,127
Empleadores Rurales	-0,434	0,325	0,153	0,450
Empleados Rurales	0,050	0,219	0,473	0,185
Constante	-1,570	0,502	-0,990	0,475

Fuente: *Encuesta Nacional de Hogares (PNAD-IBGE)*, 1995, 2005 y 2015.

Tabla 11. Modelos Logit: Intervalo de Confianza (95%) de los Efectos de la Clase de Origen* sobre el ingreso en la Enseñanza Superior en Instituciones Públicas (en relación con las instituciones privadas), condicional al ingreso en la Educación Superior - Brasil, 2005 y 2015

Categorías	2005		2015	
	95%(-)	95%(+)	95%(-)	95%(+)
Profesionales	0,998	1,899	1,432	2,482
Administradores y Gerentes	0,692	1,340	0,782	1,477
Propietarios empleadores	0,500	1,017	0,705	1,447
No manual de rutina	0,828	1,536	0,898	1,470
Trabajadores por cuenta propia	0,542	1,174	0,633	1,357
Trabajadores manuales Cualif.	0,577	1,106	0,900	1,480
Empleadores Rurales	0,343	1,224	0,482	2,815
Empleados Rurales	0,684	1,616	1,116	2,308

Fuente: *Encuesta Nacional de Hogares (PNAD-IBGE)*, 1995, 2005 y 2015.

Tabla 12. Porcentaje de Jóvenes (18-24), que cursan Educación Superior (licenciatura) en Instituciones Públicas o Privadas, por Clase de Origen - Brasil, 2005-2015

Clase de Origen	Públicas		Privadas	
	2005	2015	2005	2015
Profesionales	32,66	37,22	67,34	62,78
Administradores y Gerentes	25,3	25,28	74,7	74,72
Propietarios empleadores	21,05	24,67	78,95	75,33
No manual de rutina	28,03	27,38	71,97	72,62
Trabajadores por cuenta propia	25,22	23,78	74,78	76,22
Trabajadores Manuales Cualificados	22,44	26,13	77,56	73,87
Trabajadores Manuales No Cualif.	26,77	24,38	73,23	75,62
Empleadores Rurales	23,73	23,6	76,27	76,4
Empleados Rurales	32,1	32,06	67,9	67,94

Fuente: *Encuesta Nacional de Hogares (PNAD-IBGE)*, 1995, 2005 y 2015.